

# Uma contribuição empírica para a compreensão dos impactos da taxa real de câmbio nas exportações brasileiras\*

Mauricio Andrade Weiss\*\*

André Moreira Cunha\*\*\*

Doutorando em Teoria Econômica  
pelo IE da Unicamp  
Professor do PPGE-UFRGS,  
Pesquisador do CNPq

## Resumo

*Este trabalho analisa as relações entre a taxa real de câmbio, as exportações e o crescimento econômico dos pontos de vista teórico e empírico. Utiliza-se o referencial keynesiano derivado dos trabalhos de Kaldor e Thirlwall e, por meio do método Almon lag, estimam-se os impactos da taxa real de câmbio sobre as exportações brasileiras no período 1994-2008. Os resultados vão ao encontro da abordagem keynesiana. As conclusões exploram algumas implicações normativas das estimações à luz da literatura empírica prévia.*

## Palavras-chave

**Exportações; taxa real de câmbio; método Almon lag.**

## Abstract

*This paper analyses the connections between real exchange rate, exports and economic growth, on both levels, theoretically and empirically. We use a Keynesian approach inspired by the works of Kaldor and Thirlwall in order to access those connections. We applied the Almon lag method to estimate the*

---

\* Revisora de Língua Portuguesa: Maria Inácia Flor Reinaldo.

Artigo recebido em set. 2010 e aceito para publicação em ago. 2011.

Este trabalho teve como base a Dissertação desenvolvida pelo primeiro autor sob orientação do segundo e contou com o apoio financeiro do Centro Celso Furtado.

\*\* E-mail: mauricio.aw@gmail.com

\*\*\* E-mail: andre.cunha@ufrgs.br

*impacts of real exchange rates on Brazilian exports. Our results support the Keynesian approach. We conclude by exploring policy implications of our estimates, considering the results of previous papers on the same subject.*

## **Key words**

**Exports; real exchange rates; Almon lag method.**

**Classificação JEL: E12, F43, O11.**

# **1 Introdução**

A relação entre taxa de câmbio e exportações, bem como o papel dessas na promoção do desenvolvimento econômico, tem sido objeto de recorrentes debates teóricos e normativos. Neste trabalho, procura-se resgatar esse tema, inicialmente por uma revisão de aspectos teóricos, enfatizando a tradição dos modelos de Kaldor e Thirlwall. Após uma revisão não exaustiva da literatura empírica aplicada ao caso brasileiro, o trabalho procura contribuir com uma análise sobre as relações entre a taxa de câmbio real e as exportações brasileiras no período 1994-2008. Sua principal contribuição empírica, além da utilização de dados de um período mais recente do que o coberto na literatura revisada aqui, é a utilização do método de defasagem de Almon. Os resultados vão ao encontro do argumento de que a taxa real de câmbio tem efeitos positivos sobre as exportações.

# **2 Exportações como impulsoras do desenvolvimento econômico**

Nicholas Kaldor<sup>1</sup> (1989; 1989a) primeiramente e, posteriormente, Anthony Thirlwall<sup>2</sup> utilizaram-se da abordagem de inspiração keynesiana para contestar os modelos de crescimento orientados pela oferta, onde os

---

<sup>1</sup> Desde o final da década de 30 que Kaldor articula seus pensamentos sob influência de Keynes, mas é a partir da década de 70 que ele desenvolve os modelos restringidos pela demanda, nos quais as exportações atuam como indutoras do crescimento, a exemplo de Kaldor (1989; 1989a).

<sup>2</sup> Ver, também, Thirlwall (1979; 1982).

determinantes da produção são os insumos e a produtividade. Thirlwall (2005) argumenta que os insumos seriam endógenos, pois a oferta de mão de obra responderia ao aumento da demanda, e o capital seria consequência da produção<sup>3</sup>. Já a elevação da produtividade também poderia surgir pela pressão da demanda e intensificar-se na produção, no caso de haver rendimentos estáticos e dinâmicos de escala. Nesse sentido, seria mais adequado seguir uma abordagem orientada para a demanda, averiguando quais seriam as suas principais restrições, as quais tendem a surgir anteriormente às restrições pelo lado da oferta.

Os modelos de tradição keynesiana também não consideram a poupança prévia necessária para o investimento. Keynes (1984) desenvolve o conceito financiamento-investimento-poupança-*funding*, onde o investimento é o determinante da poupança, e não o contrário, como afirma a premissa neoclássica, o que, por sua vez, já invalida a ideia de que o aumento da poupança externa aumentaria, automaticamente, o investimento. Para Keynes, o investimento ocorrerá se as expectativas da taxa de retorno do capital investido forem maiores que a taxa de juros praticada pelo mercado — prêmio para se abrir mão de liquidez — e desde que também haja *funding* suficiente. O *funding* representa os recursos disponíveis na economia para serem alocados nos investimentos e pode ser composto por recursos próprios das empresas ou por financiamentos junto ao sistema financeiro.

Assim como a poupança é determinada pelo investimento, assume-se que existe uma forte correlação entre crescimento econômico e aumento de produtividade do setor manufatureiro. Essa relação é conhecida por Lei de Verdoorn ou segunda lei de Kaldor<sup>4</sup>. Adicionando o conceito de progresso tecnológico de Kaldor, o crescimento induzido pelo investimento significa novos equipamentos e máquinas, os quais introduzem novos processos de produção e, conseqüentemente, inovação tecnológica. Quanto maior for o progresso tecnológico induzido pelo crescimento, e quanto mais elevadas forem as economias de escala, maior será a elevação da produtividade. Desse modo, a elevação da demanda agregada induz a taxa de crescimento da produção, que, por sua vez, acelera o crescimento da produtividade do setor manufatureiro (Gala; Mori, 2009; Thirlwall, 2005).

---

<sup>3</sup> Thirlwall (2005) considera que o capital decorre da produção ao mesmo tempo em que é necessário para ela; nesse sentido, o capital assumiria uma causalidade bidirecional dos insumos.

<sup>4</sup> Verdoorn trabalhou para Kaldor na Divisão de Pesquisa e Planejamento da Comissão Econômica das Nações Unidas para a Europa na época da publicação do artigo denominado **Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro** (Fatores que regulam o desenvolvimento da produtividade do trabalho) em 1949. Kaldor resgatou a Lei de Verdoorn em 1966 (Thirlwall, 2005).

Em Keynes (1984), a demanda é formada por consumo, investimentos e exportações líquidas, além dos gastos do governo, que também podem ser incluídos no agregado do consumo e do investimento. Thirlwall (2005) aponta que essa composição deveria ser ponderada, com destaque às exportações em decorrência de três motivos relevantes. Primeiramente, elas são o único componente realmente autônomo (exógeno), pois a maior parte do consumo, e até mesmo do investimento, depende da própria renda. Posteriormente, as exportações são o único componente da demanda que permite o custeio das importações, necessárias ao investimento e crescimento, evitando, assim, a excessiva dependência do financiamento externo, a qual poderia culminar em uma crise do balanço de pagamentos. Por fim, as importações, viabilizadas pelas exportações, podem ser mais produtivas do que os recursos internos, pois alguns bens necessários ao desenvolvimento podem não ser produzidos internamente. Ou seja, as exportações têm efeito direto e indireto sobre a demanda, ao permitirem que os outros componentes também cresçam.

Para Kaldor (1989), as exportações geradas a partir da indústria de transformação são de suma importância para o crescimento e desenvolvimento do país. Isso porque é nesse setor que ocorrem os maiores ganhos de escala e o *learning by doing*, a propagação mais acelerada das externalidades positivas e a presença de *spillovers* tecnológicos. Para o autor, existe uma forte relação causal entre o crescimento da produção manufatureira e o crescimento do PIB, pois a elevação da produção nesse setor, além de elevar a produtividade do mesmo, acelera a produtividade da economia como um todo ao absorver mão de obra de setores de menor produtividade, tais como o agrícola e de pequenas atividades de serviços.

O crescimento da indústria de transformação, ao aumentar sua produtividade, eleva os estímulos ao investimento e, como exposto acima, a elevação do volume de investimento propicia o aprimoramento tecnológico global da economia. Sendo assim, o processo acumulativo de crescimento poderia impulsionar as exportações, no sentido kaldoriano, enquanto o aumento global da tecnologia poderia aumentar a elasticidade renda das exportações, na concepção de Thirlwall.

### **3 Taxas reais de câmbio e os impactos nas exportações e no crescimento econômico**

Gala e Mori (2009) partem da abordagem *export-led-growth* e da causalidade cumulativa kaldoriana para argumentar sobre o importante papel que a taxa de câmbio pode exercer nos processos que levam ao

desenvolvimento econômico. Taxas de câmbio mantidas em patamares competitivos podem servir como impulso permanente às exportações, contribuindo para o melhor desempenho na conta de transações correntes e, assim, evitar as restrições ao crescimento econômico. As exportações, estimuladas pelo câmbio relativamente desvalorizado, também são importantes fontes de demanda, o que acarreta em maior produção<sup>5</sup>. Devido aos impactos favoráveis do aumento da produção na competitividade e na produtividade, a elevação da produção pode levar a um incremento nas exportações, iniciando, assim, um círculo virtuoso de crescimento (Thirlwall, 2005).

Adicionalmente, a taxa de câmbio pode contribuir decisivamente na estrutura da economia em favor do setor industrial, o qual rege o crescimento econômico na perspectiva kaldoriana. Uma taxa de câmbio competitiva contribui para o setor manufatureiro por elevar os preços dos setores de bens comercializáveis relativamente aos não comercializáveis, e as manufaturas, especialmente as não tradicionais, encontram-se, basicamente, no primeiro setor. Assim, haveria estímulo para a alocação dos trabalhadores em um setor mais produtivo da economia e com retornos crescentes, podendo elevar o padrão tecnológico do país, devido ao progressivo acúmulo tecnológico (com maiores *spillovers* das empresas manufatureiras) e ao *learning by doing*. Desse modo, o aumento da produtividade pode implicar elevação dos salários reais, sobrepondo-se ao fato de a moeda encontrar-se desvalorizada (Gala 2007; Gala; Mori, 2009). Como destacado por Chang (2009), a transformação das estruturas produtivas, rumo a setores mais complexos, foi um elemento constitutivo das teorias de desenvolvimento econômico concebidas nas décadas de 50 e 60, e que, no período recente, tem sido desconsiderado por teóricos e operadores de políticas públicas. Nesse sentido, os elos entre câmbio competitivo, exportações, avanços na indústria de transformação e desenvolvimento não podem ser negligenciados.

Williamson (2004) acredita que muitos economistas concordam que sobrevalorizações cambiais são prejudiciais às economias; entretanto, poucos aceitam a visão de que a taxa de câmbio pode exercer um papel fundamental no desenvolvimento econômico. Isso se deve, segundo o autor, ao fato de a maioria dos economistas verem apenas o lado da oferta e a questão da produtividade, a exemplo do modelo de crescimento de

---

<sup>5</sup> Partindo de um referencial teórico distinto, Rodrik (2007), após ampla revisão da literatura, corrobora a importância da manutenção de taxas de câmbio competitivas para a elevação das exportações e, com isso, para a aceleração do crescimento em economias em desenvolvimento. Em sua análise empírica, esse influente economista contemporâneo sugere que o câmbio competitivo auxiliaria no enfrentamento de dificuldades estruturais de competitividade de uma economia, quando de sua transição rumo a uma situação de maior maturidade produtiva e institucional.

Solow e também dos novos modelos de crescimento endógenos. Para esse autor, uma taxa de câmbio mais competitiva eleva a demanda por exportações, possibilita a substituição de importações e minimiza restrições ao crescimento geradas pelo crescimento da demanda agregada. O autor ainda destaca economistas influentes que aceitam a ideia de que a taxa de câmbio influencia o crescimento, mesmo no longo prazo.

Da mesma forma, Dani Rodrik tem sustentado que a taxa de câmbio é uma variável estratégica ao crescimento. Segundo o autor, existe uma relação entre crescimento de longo prazo e taxas cambiais desvalorizadas, mas isso apenas para países em desenvolvimento. O processo de alteração da relação de preços entre *tradables* e *non-tradables*, devido à desvalorização cambial, seria de fundamental importância ao crescimento econômico. Isso porque o setor de *tradeables* tem maior encadeamento na economia como um todo. Para Rodrik (2007), países em desenvolvimento tendem a ter instituições deficientes e maiores falhas de mercado. Ambos os problemas tenderiam a afetar, principalmente, o setor de *tradables*. Desse modo, a desvalorização cambial seria uma contrapartida positiva para esse setor. A taxa de câmbio real atuaria, então, como o chamado *second best*, isto é, o ideal seria a ausência de falhas de mercado e instituições mais sólidas; mas como, por diversos motivos, essas são mudanças estruturais mais complexas de empreender-se, a taxa de câmbio poderia servir como medida mais simples de ser implantada a fim de mitigar esses problemas. Nessas condições, Rodrik demonstra que os retornos sobre capital são maximizados, quando os produtos *tradables* recebem a maior parcela do capital alocado na economia.

Para testar sua hipótese, Rodrik (2007) faz uma análise com dados de painel, buscando estimar a relação entre taxa real de câmbio e crescimento econômico. Os resultados demonstraram o forte efeito de uma desvalorização para o crescimento econômico, principalmente nos países em desenvolvimento. Um caso destacado pelo autor é o chinês, onde a desvalorização nos anos recentes esteve associada a um robusto crescimento. Para os países desenvolvidos, essa relação foi mais tênue.

Williamson (2007) também confere à taxa de câmbio competitiva um papel para alcançar-se o desenvolvimento econômico, através dos incentivos gerados aos investimentos nos setores de bens *tradables*, devido à elevação relativa na rentabilidade dos investimentos nesse setor, em especial, nos bens não tradicionais. A elevação na produção desse setor possibilita um maior crescimento da produtividade, aumento da competitividade da economia e propagação de externalidades positivas. Sendo assim, o impulso inicial às exportações propiciado pelo câmbio desvalorizado pode começar um processo de aprimoramento produtivo e contribuir, mesmo no longo prazo, com as exportações e com o crescimento econômico, devido a processos como o *learning-by-doing*. A possível

redução dos investimentos nos setores de bens não *tradables* seria compensada pela elevação nos *tradables*, pois o maior volume de investimentos nesse setor originaria aumentos de demanda dos bens não *tradables*, já que eles servem de insumos para a produção dos *tradables*. Ademais, o mercado de bens *tradables* não seria limitado apenas ao mercado interno. Desse modo, Williamson (2007) acredita que uma taxa de câmbio relativamente desvalorizada irá elevar o investimento líquido da economia.

## 4 Revisão da literatura empírica aplicada ao Brasil

Nesta seção, revisam-se, de forma não exaustiva, alguns trabalhos já realizados de estimação dos impactos da taxa real de câmbio sobre as exportações agregadas e setoriais, com ênfase ao caso brasileiro. Optou-se por apresentar os trabalhos de forma cronológica, refletindo a própria evolução da economia brasileira no contexto de sua inserção externa.

Braga e Markwald (1983) realizaram estimações simultâneas para as exportações, objetivando, assim, avaliar o desempenho dos preços e do *quantum* exportado entre 1959 e 1981. Os resultados encontrados apontaram que uma desvalorização cambial de 10% ocasionaria uma redução nos preços das exportações em 1,5% e um acréscimo na quantidade exportada de 4,8% após um ano, resultando num acréscimo do valor exportado de 3,3%. Já para um período maior, as elasticidades seriam mais elevadas, sendo de 0,78 e 1,03 respectivamente.

Zini Junior (1988) estimou as elasticidades para as exportações e importações brasileiras para um determinado grupo de bens. O período escolhido para a análise foi 1970-86. Verificou-se que a oferta de exportações demonstrou ser sensível ao câmbio, sendo que a elasticidade dos produtos industrializados foi mais elevada do que a das exportações totais. Já a taxa de câmbio teria pouco efeito para a demanda das exportações no período averiguado. Essa característica causaria um baixo efeito para o valor total das exportações. Todavia, para as importações, os efeitos das desvalorizações cambiais mostraram-se mais significativos. Desse modo, apesar das ressalvas feitas pelo autor, a elasticidade da balança a uma desvalorização cambial é estatisticamente significativa.

Martner (1992) desenvolveu um modelo macroeconômico simples, visando estudar os impactos de uma desvalorização cambial na balança comercial brasileira, ponderando-se pelo “efeito-renda” o grau de abertura da economia e o saldo comercial anterior à desvalorização. Segundo suas simulações, desvalorizações da taxa de câmbio melhorariam a rentabilidade

do setor exportador, favorecendo a ampliação da quantidade ofertada; entretanto, o volume exportado não se elevaria na mesma proporção. Sendo assim, embora diminuto, os efeitos de uma desvalorização cambial seriam significativos para o aumento do saldo comercial.

Cavalcanti e Ribeiro (1998) afirmam que a variável preço, onde a taxa de câmbio possui um importante peso, foi um fator fundamental às exportações em *quantum* de produtos manufaturados do Brasil entre 1977 e 1996, especialmente a partir do final dos anos 80. Concluíram, também, que a rentabilidade das exportações (atrelada aos preços dos mesmos) “[...] afeta de forma significativa não só a dinâmica de curto prazo das exportações (com defasagens) como também a trajetória de longo prazo” (Cavalcanti; Ribeiro, 1998, p. 29). Quanto às exportações de produtos básicos, a taxa de câmbio não teria maiores influências no curto prazo, mas seria o principal determinante de longo prazo. Por fim, os autores entendem que

[...] a estagnação do quantum exportado a partir de 1994 deve-se basicamente à deterioração da taxa de rentabilidade das exportações associada à valorização real do câmbio, que acarretou significativa queda das exportações de manufaturados, além de impedir crescimento mais forte dos semimanufaturados (Cavalcanti; Ribeiro, 1998, p. 32).

Holanda (1999) realizou estimativas para as exportações e importações do Brasil durante o período 1980-97. O autor encontrou significância estatística para as variações da taxa real de câmbio nas exportações totais e de produtos manufaturados. Em relação às elasticidades, elas se mostraram maiores para os segundos — quanto à elasticidade renda, ela se mostrou mais elevada para as exportações agregadas. Na realização das estimativas para as importações, observou-se elevada estabilidade do coeficiente câmbio para todo o período em questão. Quanto à elasticidade câmbio-importação, o resultado encontrado foi semelhante ao das exportações agregadas, isto é, significativo, mas não elevado. Holanda (1999a) buscou verificar a existência de relações de curto e longo prazos entre variações na taxa real de câmbio e as importações e exportações brasileiras entre o primeiro trimestre de 1975 e o quarto trimestre de 1997. Os resultados encontrados apontaram para altas elasticidades preço no longo prazo para importações e mais moderadas para as exportações, embora estas últimas tenham se mantido significativas. Desse modo, “[...] a melhora da balança comercial, em resposta a uma desvalorização do câmbio, acontece principalmente pela redução das importações” (Holanda, 1999a, p. 12). Já para as relações de curto prazo, as elasticidades das exportações e importações mostraram-se mais reduzidas, todavia, também estatisticamente significativas.

Kannebley Junior (2001) aponta para inexistência de uma relação estável e de longo prazo entre a taxa real de câmbio e o *quantum* exportado



para sete setores, de um total de 13 setores estimados para as exportações brasileiras entre 1985 e 1998. Entretanto, o autor ressalta que não podem ser formuladas conclusões sobre a efetividade ou não de políticas cambiais para a promoção das exportações. Ainda argumenta que a manutenção de taxas reais de câmbio apropriadas para permitir a rentabilidade e/ou competitividade das exportações é condição necessária, embora não satisfatória, para promover as exportações no transcorrer dos períodos.

Fernandes e Campos (2004) buscaram encontrar alguns determinantes para o desempenho das exportações e importações brasileiras pós-Plano Real. O período incorporado na regressão estendeu-se de 1990 a 2001. Quanto aos resultados encontrados para a taxa de câmbio, verificou-se importante relação com o *quantum* importado; já para as exportações, os resultados encontrados não demonstraram ser significativos. Os autores concluem, desse modo, que

[...] a manutenção de um nível de taxa de câmbio capaz de preservar a rentabilidade e a competitividade do setor exportador é uma condição necessária, mas não suficiente, para a expansão das vendas externas ao longo do tempo (Fernandes; Campos, 2004, p. 11).

Todavia, os autores ainda reiteram que o período utilizado pode ter afetado o resultado encontrado para as exportações.

Bonelli (2007), por sua vez, estimou o *quantum* das exportações brasileiras de centenas de produtos para o período 1998-2003. Embora o autor ressalte que o principal fator encontrado foi referente aos aumentos das rendas dos países demandantes, a taxa real de câmbio teve impactos diretos e significativos sobre a quantidade de exportações. Isso porque os exportadores aceitaram reduzir os preços em dólar, tendo como contrapartida uma maior demanda de seus produtos pelos importadores.

Castilho, Teixeira e Peres (2008) realizam uma série de testes para avaliar os impactos da taxa de câmbio nos diferentes componentes da conta corrente do balanço de pagamentos. Os autores adotaram modelos autorregressivos de defasagens distribuídas para calcular as elasticidades das variáveis dependentes (importações de bens, importações de serviços, exportações de bens e exportações de serviços). Posteriormente, todas as regressões foram estimadas em relação ao câmbio real efetivo. Ao realizar os testes de raiz unitária, observou-se que todas as variáveis são estacionárias em primeira ordem. Entretanto os testes de cointegração de Johansen revelaram a existência de relação de longo prazo entre a taxa de câmbio e todas as demais variáveis (uma a uma). Os resultados da estimação para toda a amostra indicaram quebra estrutural devido à mudança de regime cambial brasileiro em 1999. Com o intuito de resolver o problema, os autores dividiram o período de análise de janeiro de 1995 a junho de 2008 e de abril de 1999 a janeiro de 2006. Para o primeiro período,

as relações entre câmbio e as variáveis não parecem ser significativas. Os motivos apontados são a redução do tamanho da amostra e a reduzida variação do câmbio. Já para o segundo período, observou-se que a importação de bens e de serviços apresentou significativa sensibilidade em relação às mudanças cambiais. Todavia, para as exportações, foi apontada uma nova quebra em outubro de 2002, o que teria invertido os sinais dos dados. Desse modo, realizou-se uma última estimação entre novembro de 2002 e janeiro de 2006. Os resultados encontrados indicaram relação significativa entre câmbio real e exportações de bens, mas não para serviços.

Fligenspan (2008), ao realizar estimações em dados de painel do valor das exportações para 48 setores da indústria brasileira entre 1999 e 2005, não encontrou relação estatisticamente significativa entre a taxa real de câmbio e a variável a ser estimada. Entretanto o próprio autor pondera que a inclusão do biênio 2006-07 pode alterar o resultado encontrado, pois, nesse período, ocorreu um aprofundamento do processo de valorização cambial.

Por seu turno, Pastore e Pinotti (1999) apresentam uma elasticidade preço das exportações de 0,24; já para a demanda mundial, as estimações apontaram 0,81. Os coeficientes das principais variáveis são significativos a 5%, exceção apenas para o coeficiente do índice de preços. O resíduo teve comportamento como ruído branco, afastando a hipótese de que os resultados encontrados sejam espúrios.

## **5 Evidências empíricas sobre a relação câmbio e exportações no Brasil entre 1994 e 2008**

### **5.1 Estimações para a quantidade das exportações**

Antes de dar prosseguimento, deve estar claro que este trabalho não tem por objetivo encontrar o modelo mais adequado para estimar as exportações, mas apenas verificar os impactos da taxa real de câmbio sobre essa variável<sup>6</sup>. Desse modo, partir-se-á de um modelo keynesiano simples de economia aberta, onde a exportação é função da renda internacional<sup>7</sup> e da taxa real de câmbio. Formalmente, essa relação é expressa por:

---

<sup>6</sup> O mesmo princípio vale para as exportações setoriais, as quais manterão a mesma base do modelo.

<sup>7</sup> O crescimento da renda do resto do mundo proporcionará um aumento da demanda

$$X = X(Y^{*+}, c+) \quad (1)$$

As exportações ( $Xq$ ) serão estimadas<sup>8</sup> em relação às suas quantidades e no modelo *log-log*, o que permite analisar a elasticidade da quantidade das exportações em relação a variações na taxa de câmbio. Também far-se-á a tentativa de incluir o PIB no modelo, pois, embora ele não tenha impacto direto sobre as exportações, será adicionado com o intuito de verificar a existência do efeito indutor da produção nas exportações, conforme argumentado anteriormente, ficando com o seguinte formato:

$$\ln Xq_t = a + b_1 \ln Ybr_t + b_2 \ln Exm_t + b_3 \ln \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Tal que:

- $Xq_t$  é a quantidade das exportações brasileiras, com média trimestral dos dados mensais;
- $Ybr_t$  é o PIB real; transformação de PIB a preços de mercado (deflator: IPCA) em R\$ milhões para base 100, com PIB do primeiro trimestre de 2001 igual a 100;
- $Exm_t$  é o total das exportações mundiais como variável *proxy* da renda exterior; transformação em US\$ milhões para base 100, com valor do primeiro trimestre de 2001 igual a 100;
- $\varepsilon$  é a taxa de câmbio real; média trimestral do índice mensal (média de 1995 = 100, mas transformada para primeiro trimestre de 2001 = 100) da taxa efetiva real de câmbio;
- $u_t$  é o termo de erro do modelo, sendo que  $\mu$  é uma variável aleatória real, que possui distribuição normal, possui média zero e variância constante [ $\mu \sim N(0, \sigma^2)$ ] e possui valores independentes para diferentes observações.

A fonte dos dados e os sinais esperados são apresentados no Quadro 1.

Quadro 1

Fontes dos dados e sinais esperados da estimação da quantidade das exportações do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

VARIÁVEIS	VARIÁVEIS ESPECIFICADAS	PERIODICIDADE	FONTE	SINAL ESPERADO
$Xq$	Quantidade das exportações	Trimestral	Funcex e IPEADATA	
$Ybr$	PIB do Brasil	Trimestral	IBGE e IPEADATA	+
$Exm$	Total das exportações mundiais	Trimestral	FMI e IFS	+
$\varepsilon$	Taxa real efetiva de câmbio	Trimestral	IPEA/IPEADATA	+

mundial por diversos produtos, sendo que, parte desse aumento, recairá por bens produzidos no país em questão.

<sup>8</sup> Todas as estimações e os testes deste trabalho foram realizados no aplicativo Eviews 5.1.

Algumas explicações adicionais a respeito das variáveis devem ser feitas. O período escolhido para análise foi desde o segundo trimestre de 1994 até o segundo trimestre de 2008. O período inicial — segundo trimestre de 1994 — é o primeiro trimestre após a implementação do Plano Real. Já o final teve como objetivo isolar os impactos perturbadores ao modelo, ocasionados pela crise financeira global. Os dados foram coletados trimestralmente, uma vez que são minimizados os efeitos da sazonalidade, mitigando, assim, o problema das quebras estruturais. A escolha dos dados como base 100 foi feita por demonstrar melhor resposta nas regressões, pois ameniza a existência de grandes amplitudes.

A taxa câmbio real e efetiva foi calculada pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país em questão e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC-IBGE) do Brasil. É uma medida da competitividade das exportações brasileiras calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil em 2001. A utilização do IPA de cada país tem como finalidade servir de *proxy* do preço internacional de bens comercializáveis do país em questão, além de afetar os custos de produção do respectivo país. Já a utilização do INPC possui forte correlação com o custo de vida do trabalhador, o que, por sua vez, afeta os salários reais e, assim, os custos das empresas. Com os custos mais elevados, as empresas domésticas perdem competitividade em relação às externas. Sendo assim, o INPC impacta diretamente a inflação doméstica e indiretamente a competitividade internacional das empresas residentes.

As exportações mundiais foram utilizadas como *proxy* por não terem sido encontrados dados para renda do resto do mundo em séries trimestrais e devido ao fato de o total das exportações ser um bom indicador do comércio mundial, o que influencia diretamente nas exportações brasileiras. Quanto à escolha do IPCA para deflacionar o PIB, deve-se ao fato de esse índice incorporar tanto os preços no atacado como nos custos de vida. Ainda sofre impactos indiretos, mas não tão significativos como no IGP-M, por exemplo, das variações na taxa de câmbio nominal.

Para verificar se tais variáveis são estacionárias<sup>9</sup>, realizaram-se os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller<sup>10</sup> em sua forma ampliada (ADF).

---

<sup>9</sup> Isto é, que suas média, variância e autocovariância não se alterem conforme mude o período de tempo. Séries temporais devem ser estacionárias, para que suas variáveis possam permanecer em nível, sem que haja resultados espúrios. Nesses casos, há um forte problema de correlação, o que distorce a interpretação dos dados. Uma exceção disso é quando as variáveis estão cointegradas, como se verá melhor a seguir.

<sup>10</sup> O teste da raiz unitária ADF é feito por meio de uma regressão, onde se verifica se o coeficiente da variável em questão possui a estatística  $t$  (tau) maior ou menor que os valores críticos. Esses valores são os dados tabulados por Dickey e Fuller, sendo a estatística  $t$  denominada na literatura como teste DF. Caso a estatística  $t$  exceda em

Com o intuito de elevar o rigor, também foi realizado o teste de Phillips-Perron (PP). Os resultados dos testes encontram-se nas Tabelas 1 e 2.

Nenhuma das variáveis é estacionária em nível, e todas são estacionárias em primeira diferença. Desse modo, a equação (2) deveria ser regredida, adicionando o termo de primeira diferença. Equações nessa forma resolvem o problema da não estacionaridade, entretanto perde-se a qualidade dos dados. Isso ocorre porque a maioria das teorias econômicas sobre relações em longo prazo é para variáveis em nível, não para variáveis em primeira diferença. Todavia, se as variáveis forem estacionárias de mesmo nível e ocorrer um sincronismo entre elas no longo prazo, elas podem ser cointegradas, ou seja, a série será cointegrada. Caso isso realmente ocorra, as variáveis poderão ser expressas em nível, pois as tendências entre as variáveis serão anuladas, e os resultados deixarão de ser espúrios (Gujarati, 2000).

Tabela 1

Testes ADF de raiz unitária das variáveis utilizadas na estimação da quantidade das exportações do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

VARIÁVEIS	ESTATÍSTICA t	P-VALOR	VARIÁVEIS	ESTATÍSTICA t	P-VALOR
$Xq$ .....	1,260	0,998	$\Delta Xq$ .....	-8,051	0,0000
$Ybr$ .....	-0,912	0,9465	$\Delta Ybr$ .....	-4,2608	0,0074
$EXm$ .....	1,417	1,0000	$\Delta Yar$ .....	-9,7610	0,0000
$\varepsilon$ .....	-1,390	0,8529	$\Delta e$ .....	-5,650	0,0000

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

NOTA: p-valor (unilateral) com base em MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, n. 11, p. 601-618, 1996.

Tabela 2

Testes P-P de raiz unitária das variáveis utilizadas na estimação da quantidade das exportações do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

VARIÁVEIS	ESTATÍSTICA t	P-VALOR	VARIÁVEIS	ESTATÍSTICA t	P-VALOR
$Xq$ .....	-0,166	0,936	$\Delta Xq$ .....	-11,176	0,0000
$Ybr$ .....	-0,567	0,8690	$\Delta Ybr$ .....	-20,943	0,0000
$EXm$ .....	1,105	0,9999	$\Delta Yar$ .....	-7,430	0,0000
$\varepsilon$ .....	-0,161	0,6233	$\Delta e$ .....	-5,999	0,0000

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

NOTA: p-valor (unilateral) com base em MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, n. 11, p. 601-618, 1996.

valores absolutos o valor crítico  $t$  de dF, a hipótese de que a série temporal seja estacionária não será rejeitada. Entretanto, se o valor for menor, rejeitar-se-á a hipótese de ser estacionária. A forma ampliada refere-se à adição da constante e da tendência no teste.

Existe uma série de métodos para realizarem-se os testes de cointegração entre as variáveis. O teste de Johansen é considerado o mais adequado para equações múltiplas. Ele é baseado em um modelo VAR de ordem  $p$  (com  $p$  defasagens) e  $n$  número de variáveis, onde os parâmetros da equação são matrizes. Seus procedimentos equivalem a múltiplas gerações do teste DF. Esse método é capaz de verificar a existência de vetores de cointegração e o número deles.

Primeiramente, realizou-se o teste de cointegração com as variáveis da equação (2), o qual já indicara existência de relação de longo prazo entre as variáveis. Posteriormente, o teste de Chow indicou quebra de estrutura no terceiro trimestre de 1999 (como será demonstrando na próxima subseção). Devido a isso, no teste de Johansen a ser apresentado agora, já está incorporada a variável *dummy* a ser utilizada na regressão. Esse procedimento será mantido nos demais testes de cointegração a serem apresentados neste trabalho (Tabela 3).

Tabela 3

Teste Johansen de cointegração para verificação do número de equações cointegrantes na estimação da quantidade de exportações do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

HIPÓTESES DO NÚMERO DE EQUAÇÕES COINTEGRANTES	ESTATÍSTICA DO TRAÇO	VALOR CRÍTICO A 5%	ESTATÍSTICA DO MAIOR AUTOVALOR	VALOR CRÍTICO A 5%
Nenhuma .....	73,29743	(1) 60,06141	34,10906	(2) 30,43961
Pelo menos uma .....	39,18837	40,17493	18,69560	24,15921
Pelo menos duas .....	20,49277	24,27596	11,20110	17,79730
Pelo menos três .....	9,291670	12,32090	9,159403	11,22480
Pelo menos quatro ...	0,132268	4,129906	0,132268	4,129906

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

(1) Rejeição da hipótese nula a 1% de significância, com base nos  $p$  valores calculados em MACKINNON, J. G.; HAUG, A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 5, p. 563-577, 1999. (2) Rejeição da hipótese nula a 2% de significância, com base nos  $p$  valores calculados em MACKINNON, J. G.; HAUG, A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 5, p. 563-577, 1999.

O teste de Johansen apontou a existência de uma equação cointegrante. Desse modo, existe uma relação de longo prazo entre as variáveis, e elas podem ser mantidas em nível, conforme a equação (2). Entretanto, desse modo, só é possível estimar o impacto da taxa de câmbio corrente na balança comercial. Como o objetivo deste trabalho não é apenas verificar o impacto imediato, mas, sim, ao longo de um determinado período, será incluído o método de defasagem de Almon<sup>11</sup>. Ele é utilizado,

<sup>11</sup> Este método foi observado em Weixian (1999) e em Buluswar, Thompson e Upadhyaya *Ensaios FEE, Porto Alegre, v. 32, n. 2, p. 435-464, nov. 2011*

especificamente, para investigar a estrutura dos efeitos da taxa de câmbio na balança comercial. Os efeitos de curto prazo serão capturados por meio dos sinais e dos níveis de significância de cada coeficiente “defasado”. Já o efeito de longo prazo será captado pela soma dos coeficientes defasados.

A quantidade de variáveis de defasagem de  $\varepsilon$  foi escolhida seguindo o parâmetro de Davidson e MacKinnon (Gujarati, 2000). Esses autores argumentam que a melhor abordagem é começar com um valor bem grande de defasagens e, posteriormente, ir reduzindo até o ponto em que o modelo demonstre ser o mais adequado, tendo sido adotado o mesmo critério para o grau do polinômio. Na primeira regressão, foi usado o número de cinco defasagens, equivalente a cinco trimestres. Esse número, além de ter-se adequado bem ao modelo, possibilitou analisar os efeitos de médio/longo prazo da taxa real de câmbio na balança comercial, sem diminuir, demasiadamente, o número da amostra<sup>12</sup>. Desse modo, adotar-se-á o seguinte modelo:

$$\ln Xq_t = a + b_1 \ln Ybr_t + b_2 \ln Exm_t + b_3 \sum_{i=1}^k \ln \varepsilon_{t-i} + u_t \quad (3)$$

Para verificar a presença de quebra estrutural ao longo da série, utilizou-se o teste de Chow, tanto para um ponto específico quanto para de um período a outro. Os testes apontaram uma quebra estrutural no terceiro trimestre de 1999, poucos meses após a brusca desvalorização do real, sendo que a elevação de nível se manteve para todo o período em questão. Após seguidos testes sobre os resíduos e de especificação<sup>13</sup>, adicionou-se um termo autorregressivo ao modelo para as exportações em quantidade, o qual pode ser expresso como:

$$\ln Xq_t = a + D_t + a_1 \ln Xq_{t-1} + b_1 \ln Ybr_t + b_2 \ln Exm_t + b_3 \sum_{i=1}^k \ln \varepsilon_{t-i} + u_t \quad (4)$$

Analisando o resultado da regressão, observa-se que as exportações mundiais demonstraram ser uma *proxy* adequada para a renda mundial, sendo significativa a 1% e tendo sinal conforme o esperado. A *dummy* para o período posterior à mudança de regime cambial foi significativa, dando

---

(1996).

<sup>12</sup> Será mantida essa abordagem para a escolha do número de defasagens nas demais regressões.

<sup>13</sup> Os testes nos resíduos são os de autocorrelação de LM de Breusch-Godfrey, cuja hipótese nula indica não correlação dos resíduos, e o de teste LM de ARCH, o qual verifica a existência de resíduos recentes relacionados com passados, sendo que a hipótese nula é a de que não há termos ARCH nos resíduos. Para verificação da heteroscedasticidade, utilizou-se o teste de White, o qual verifica a hipótese nula de homoscedasticidade contra a hipótese alternativa de resíduos heteroscedásticos. Caso as hipóteses nulas não sejam verificadas, os coeficientes betas da regressão não podem ser considerados consistentes e não viesados. O teste de especificidade referido é o teste Ramsey, cuja hipótese nula é a de que o modelo está bem especificado.

margem à interpretação de que a taxa de câmbio mantida forçosamente valorizada prejudicou o desempenho da quantidade das exportações brasileiras no período. Já o PIB teve sinal positivo, o que corrobora o argumento de Kaldor sobre a produção como indutora das exportações. Entretanto, essa variável foi significativa apenas a 10% e, desse modo, deve-se ter uma cautela ainda maior para a interpretação do resultado.

A taxa real de câmbio teve sinal conforme esperado e foi significativa a 1% na soma dos cinco trimestres. Observou-se um efeito positivo já na primeira defasagem a 1% de significância, mantendo-se no segundo trimestre. No terceiro trimestre, ainda havia efeito positivo a quase 5% de significância (valor crítico igual 2,009). Já, para as demais defasagens, o sinal manteve-se positivo, mas sem significância estatística. Ou seja, a taxa real de câmbio atuou de forma significativa e positiva no total das quantidades exportadas durante três trimestres após sua variação e também no conjunto do período (Tabela 4).

Tabela 4

Estimação da quantidade das exportações do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

VARIÁVEIS	COEFICIENTES	DESVIOS-PADRÃO	ESTATÍSTICAS t
<i>C</i> .....	-1,578859	0,555255	(1) -2,843487
<i>LOG(EXM)</i> .....	0,914525	0,020851	(1) 43,85901
<i>DUMMY3</i> .....	0,032225	0,014372	(2) 2,242104
<i>LOG(YBR)</i> .....	0,107976	0,057004	1,894171
<i>AR(1)</i> .....	1,116369	0,036389	(1) 30,67897
<i>Log(ε<sub>t</sub>)</i> .....	0,09429	0,02586	(1) 3,64602
<i>Log(ε<sub>t-1</sub>)</i> .....	0,07157	0,02072	(1) 3,45390
<i>Log(ε<sub>t-2</sub>)</i> .....	0,05375	0,02681	(2) 2,00476
<i>Log(ε<sub>t-3</sub>)</i> .....	0,04083	0,02765	1,47704
<i>Log(ε<sub>t-4</sub>)</i> .....	0,03282	0,02550	1,28701
<i>Log(ε<sub>t-5</sub>)</i> .....	0,02970	0,03631	0,81791
<i>Σlog(ε<sub>t</sub>)</i> .....	0,32296	0,10456	(1) 3,08868

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

(1) 1% de significância. (2) 5% de significância.

Quanto aos testes nos resíduos, não se observou a presença da heteroscedasticidade e da autocorrelação e foi indicada normalidade nos resíduos. Por fim, não houve indícios de especificação incorreta (Tabelas 5, 6 e 7).



Tabela 5

Testes de especificação da equação da quantidade de exportações do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

TESTES	F-STATISTIC	PROBABILIDADE	OBS*R-SQUARED	PROBABILIDADE
LM de Breusch Godfrey ...	1,176219	0,331209	4,148565	0,245862
LM de ARCH .....	0,264423	0,609507	0,274132	0,600573
Teste White 1 .....	1,152787	0,350706	12,51035	0,326528
Teste White 2 .....	0,545089	0,931884	19,063	0,833759

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

Tabela 6

Teste dos resíduos da estimação da equação da quantidade de exportações do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

TESTES	F-STATISTIC	PROBABILIDADE	LOG LIKELIHOOD RATIO	PROBABILIDADE
Chow Breakpoint: 1999Q2	4,912122	0,002114	19,21495	0,000713
Chow Breakpoint: 2001.3 ...	6,559301	0,00027	24,41961	0,000066
Chow Forecast: 1999Q2 to 2008Q2 .....	2,742119	0,019561	114,7711	0,000000
Ramsey .....	1,626284	0,209397	1,94495	0,163132

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

Tabela 7

Teste de normalidade da estimação da equação da quantidade de exportações do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

TESTE	VALOR	PROBABILIDADE
Jarque-Bera .....	0,169484	0,918750

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

## 5.2 Estimações setoriais para as exportações

Nesta subseção, busca-se, principalmente, verificar os impactos da taxa de câmbio real na quantidade das exportações de produtos manufaturados, dada a importância desse setor para o restante da economia, tal como argumentado ao longo do trabalho. Contudo também serão realizadas estimativas da quantidade das exportações de produtos básicos. Para saber se tais variáveis poderão permanecer em nível, realizaram-se novos testes de raiz unitária, os quais indicaram que as séries são estacionárias em primeira ordem (Tabelas 8 e 9). Assim, mais uma vez, realizar-se-á o teste de cointegração de Johansen para cada equação (Tabela 10).

Tabela 8

Testes ADF de raiz unitária das quantidades de exportações de produtos básicos e manufaturados do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

VARIÁVEIS	ESTATÍSTICA t	P-VALOR	VARIÁVEIS	ESTATÍSTICA t	P-VALOR
$XqB$ .....	0,0640	0,9594	$\Delta XqB$ .....	-8,1877	0,0000
$XqM$ .....	-2,0078	0,5828	$\Delta XqM$ .....	-8,0061	0,0000

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

Tabela 9

Testes P-P de raiz unitária das quantidades de exportações de produtos básicos e manufaturados do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

VARIÁVEIS	ESTATÍSTICA t	P-VALOR	VARIÁVEIS	ESTATÍSTICA t	P-VALOR
$XqB$ .....	-1,6589	0,4462	$\Delta XqB$ .....	-16,9935	0,0000
$XqM$ .....	-3,2998	0,0770	$\Delta XqM$ .....	-9,5078	0,0000

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

NOTA: p-valor (unilateral) com base em MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, n. 11, p. 601-618, 1996.

A primeira estimação será para a quantidade das exportações de produtos básicos. Houve indicação de quebra estrutural já no primeiro trimestre de 1999. Essa, todavia, manteve-se apenas até o quarto trimestre de 2004, como pode ser observado pela sequência de testes expostos. O teste de cointegração de Johansen, já com a inclusão da variável *dummy* devida, apontou para a presença de uma equação cointegrante (Tabela 10).

Tabela 10

Teste Johansen de cointegração para verificação do número de equações cointegrantes na estimação da quantidade das exportações de produtos básicos do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

HIPÓTESES DO NÚMERO DE EQUAÇÕES COINTEGRANTES	ESTATÍSTICA DO TRAÇO	VALOR CRÍTICO A 5%	ESTATÍSTICA DO MAIOR AUTOVALOR	VALOR CRÍTICO A 5%
Nenhuma .....	(1) 66,82034	47,85613	(1) 48,72915	27,58434
Pelo menos uma .....	18,09119	29,79707	11,19006	21,13162
Pelo menos duas .....	6,901121	15,49471	6,500461	14,26460
Pelo menos três .....	0,400661	3,841466	0,400661	3,841466

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

(1) Rejeição da hipótese nula a 1% de significância, com base nos p valores calculados em MACKINNON, J. G.; HAUG, A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 5, p. 563-577, 1999.

Dessa forma, o modelo para exportações de produtos básicos em quantidade ( $Xbq$ ) e já com a adição de vetores autorregressivos cabíveis será:

$$\ln Xbq_t = a + D_t + a_1 \ln Xq_{t-1} + a_2 \ln Xq_{t-2} + a_3 \ln Xq_{t-3} + b_1 \ln Exm_t + b_2 \sum_{i=1}^k \ln \varepsilon_{t-i} + u_t \quad (5)$$

A *dummy* incluída para o período teve sinal positivo e foi significativa a 5%. Os autovetores demonstraram boa aderência na equação, sendo dois significativos a 1% e outro, a 5%. As exportações mundiais foram significativas a menos de 1% e apresentaram sinal positivo, conforme esperado. Tentou-se incluir o PIB, mas, além de não ter sido significativo, afetou o teste das outras variáveis, e a equação não passou pelo teste de especificação do modelo. Com o modelo sem o PIB, a elasticidade das exportações de produtos básicos em relação à taxa real de câmbio foi 0,68 e significativa a menos de 1%, embora não tenha sido significativa para nenhuma das defasagens. Assim, pode-se concluir que, para o período analisado, a taxa real de câmbio não exerce impactos significativos no curto prazo para a quantidade exportada de bens primários, mas somente no transcorrer de um período, sendo que os impactos são diluídos, no caso, ao longo dos cinco trimestres (Tabela 11).

Tabela 11

Estimação da quantidade das exportações de produtos básicos do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

VARIÁVEIS	COEFICIENTES	DESVIOS-PADRÃO	ESTATÍSTICAS t
<i>C</i> .....	-2,439853	0,452274	(1) -5,394637
<i>LOG(EXM)</i> .....	0,869763	0,051898	(1) 16,75918
<i>DUMMY</i> .....	0,108718	0,048688	(2) 2,232947
<i>AR(2)</i> .....	-0,705797	0,122926	(1) -5,741626
<i>AR(1)</i> .....	0,456918	0,156591	(1) 2,917896
<i>AR(3)</i> .....	0,333414	0,147735	(2) 2,256832
<i>Log(εt)</i> .....	0,39736	0,20980	1,89400
<i>Log(εt-1)</i> .....	0,18654	0,20349	0,91667
<i>Log(εt-2)</i> .....	-0,01644	0,15145	-0,10852
<i>Log(εt-3)</i> .....	-0,12492	0,14904	-0,83812
<i>Log(εt-4)</i> .....	-0,05225	0,19562	-0,26713
<i>Log(εt-5)</i> .....	0,28819	0,24277	1,18710
<i>Σlog(εt)</i> .....	0,67848	0,10982	(1) 6,17816

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

(1) 1% de significância. (2) 5% de significância.

Os testes realizados após a estimação da quantidade dos produtos básicos não sinalizaram problemas para os resíduos e, tampouco, na especificação do modelo (Tabelas 12, 13 e 14).

Tabela 12

Testes de especificação da estimação da equação da quantidade de exportações de produtos básicos do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

TESTES	F-STATISTIC	PROBABILIDADE	LOG LIKELIHOOD RATIO	PROBABILIDADE
Chow Breakpoint: 1999Q1 ..	3,704946	0,017457	11,24098	0,010492
Chow Forecast: 1999Q1 to 2008Q2 .....	1,07218	0,461612	73,51112	0,000479
Chow Breakpoint: 2004Q4	3,998324	0,012529	12,0417	0,007242
Chow Breakpoint: 2005Q1	1,754335	0,16794	5,604523	0,132519
Chow Breakpoint: 1999Q1 to 2004Q4 .....	2,77872	0,021432	17,00174	0,009277
Ramsey .....	1,748344	0,175082	6,702648	0,082004

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

Tabela 13

Teste dos resíduos da equação da quantidade de exportações de produtos básicos do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

TESTES	F-STATISTIC	PROBABILIDADE	OBS*R-SQUARED	PROBABILIDADE
LM de Breusch Godfrey ...	1,331	0,2755	8,055479	0,153204
LM de ARCH .....	0,592495	0,445478	0,610786	0,434492
Teste White 1 .....	1,714754	0,109494	16,50296	0,123462
Teste White 2 .....	0,971665	0,530951	25,1881	0,451872

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

Tabela 14

Teste de normalidade da estimação da equação da quantidade de exportações de produtos básicos do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

TESTE	VALOR	PROBABILIDADE
Jarque-Bera .....	0,452709	0,797435

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

O teste de cointegração de Johansen já incorporou a *dummy* a ser utilizada na regressão. A escolha do modelo baseou-se na sumarização do mesmo teste, cujos resultados encontram-se no **Apêndice**. Houve indicação para tendência linear e quadrática e intercepto, mas ambos apontaram para uma equação cointegrante e, como na maior parte dos testes também foi indicada a tendência quadrática, escolheu-se esse modelo, cujos resultados se encontram na Tabela 15.

Tabela 15

Teste Johansen de cointegração para verificação do número de equações cointegrantes na estimação da quantidade das exportações de produtos manufaturados do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

HIPÓTESES DO NÚMERO DE EQUAÇÕES COINTEGRANTES	ESTATÍSTICA DO TRAÇO	VALOR CRÍTICO A 5%	ESTATÍSTICA DO MAIOR AUTOVALOR	VALOR CRÍTICO A 5%
Nenhuma .....	(1) 83,49829	69,81889	(1) 49,57100	33,87687
Pelo menos uma .....	33,92729	47,85613	13,96121	27,58434
Pelo menos duas .....	19,96609	29,79707	11,05216	21,13162
Pelo menos três .....	8,913921	15,49471	8,588211	14,26460
Pelo menos quatro .....	0,325710	3,841466	0,325710	3,841466

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

(1) Rejeição da hipótese nula a 1% de significância, com base nos p valores calculados em MACKINNON, J. G.; HAUG, A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 5, p. 563-577, 1999.

Além da *dummy* para o período que vai do segundo trimestre de 2003 ao segundo trimestre de 2008, introduziu-se um vetor autorregressivo. Desse modo, a regressão será feita com base na seguinte equação:

$$\ln XMq_t = a + D_t + a_1 \ln XMq_{t-1} + b_1 \ln Ybr_t + b_2 \ln Exm_t + b_3 \sum_{i=1}^k \ln \varepsilon_{t-i} + u_t \quad (6)$$

Analisando os resultados da regressão, observa-se que, novamente, a variação percentual do PIB teve sinal positivo e foi significativo a 1%. O mesmo ocorreu com o *log* das exportações mundiais e com as variáveis adicionadas, *dummy* e vetor autorregressivo. As defasagens da taxa real de câmbio demonstraram elasticidade significativa a 2% e sinal positivo já no segundo período, repetindo o resultado nos dois trimestres seguintes, com nível de significância de 1% e 2% respectivamente. No quarto e no quinto trimestre, não foram mais significativos; todavia permaneceram com sinais positivos. Na soma do período, a elasticidade da taxa real de câmbio foi significativa a 1% e com sinal positivo, conforme esperado. Assim, os resultados não permitem que se rejeite a hipótese de que variações na taxa real de câmbio exercem importantes impactos na determinação das variações das quantidades exportadas de produtos manufaturados no período analisado, o que vai ao encontro da argumentação de inspiração keynesiana (Tabela 16).

Tabela 16

Estimação da quantidade das exportações de produtos manufaturados  
do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

VARIÁVEIS	COEFICIENTES	DESVIOS-PADRÃO	ESTATÍSTICAS t
<i>C</i> .....	-2,04075	0,591562	(1) -3,449763
<i>LOG(EXM)</i> .....	0,414424	0,056773	(1) 7,299708
<i>DUMMY5</i> .....	0,073958	0,025453	(1) 2,905707
<i>LOG(YBR)</i> .....	0,61383	0,112909	(1) 5,436499
<i>AR(1)</i> .....	0,767186	0,134197	(1) 5,716867
<i>Log(et)</i> .....	0,04894	0,07269	0,67320
<i>Log(et-1)</i> .....	0,08826	0,03615	(2) 2,44156
<i>Log(et-2)</i> .....	0,10455	0,03538	(1) 2,95526
<i>Log(et-3)</i> .....	0,09782	0,03999	(2) 2,44610
<i>Log(et-4)</i> .....	0,06807	0,03971	1,71431
<i>Log(et-5)</i> .....	0,01529	0,05619	0,27218
$\Sigma \log(et)$ .....	0,42293	0,13617	(1) 3,10604

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

(1) 1% de significância. (2) 2% de significância.

Os testes sobre os resíduos não detectaram presença de autocorrelação, nem de heterocedasticidade. O teste Jarque-bera indicou normalidade nos resíduos, e o correlograma indicou o erro como sendo ruído branco, conforme pode ser observado no **Apêndice**. Ainda no **Apêndice**, encontram-se o gráfico dos resíduos observados e os da estimativa da regressão. Por fim, o teste de Ramsey indicou para uma especificação adequada do modelo (Tabelas 17, 18 e 19).

Tabela 17

Testes de especificação da estimação da equação da quantidade de exportações de produtos manufaturados do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

TESTES	F-STATISTIC	PROBABILIDADE	LOG LIKELIHOOD RATIO	PROBABILIDADE
Chow Breakpoint: 2003Q2	5,040101	0,001792	19,63712	0,000589
Chow Breakpoint: 2001Q3 to 2003Q1 .....	1,742784	0,115212	15,41443	0,051571
Chow Forecast: 2003Q2 to 2008Q2 .....	2,345545	0,015212	53,26944	0,000126
Ramsey .....	1,41059	0,255875	3,407669	0,181984

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

Tabela 18

Teste dos resíduos da equação da quantidade de exportações de produtos manufaturados do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

TESTES	F-STATISTIC	PROBABILIDADE	OBS*R-SQUARED	PROBABILIDADE
LM de Breusch Godfrey ..	0,453768	0,63846	1,109252	0,574287
LM de ARCH .....	0,790904	0,378356	0,810914	0,36785
Teste White 1 .....	0,833498	0,608644	9,718862	0,555839
Teste White 2 .....	0,745316	0,766667	22,86341	0,640662

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

Tabela 19

Teste de normalidade da estimação da equação da quantidade de exportações de produtos manufaturados do Brasil — 2º trim./94-2º trim./08

TESTE	VALOR	PROBABILIDADE
Jarque-Bera .....	0,091107	0,955468

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

## 6 Considerações finais

Por meio de uma abordagem keynesiana, Kaldor e Thirlwall partem de modelos de crescimento orientados pela demanda, onde as exportações ocupam papel de destaque. Para Kaldor, as exportações seriam indutoras do aumento de produção de toda economia. O maior nível de produção traria ganhos de escala para a economia e aumentos da produtividade devido ao aprimoramento das técnicas produtivas, propiciadas por processos como o *learning-by-doing*. O setor exportador, especialmente o industrial, também impulsionaria o desenvolvimento econômico ao incorporar a mão de obra de setores com menor produtividade e por possuir maior propagação de externalidades para o restante da economia.

Taxas reais de câmbio competitivas, por sua vez, exerceriam um importante papel no mecanismo descrito acima, pois promoveriam a elevação na produção de *tradables*, especialmente de manufaturados, imprimindo maior difusão das externalidades positivas provenientes desse setor. Por sua vez, o desempenho positivo do comércio internacional contribui para mitigar problemas advindos dos desequilíbrios de balanço de pagamentos. A restrição externa ao crescimento tem sido um fato estilizado relevante para economias em desenvolvimento, o que torna a temática tratada aqui objeto de permanente atenção de teóricos e formuladores de política econômica.

Portanto, os setores produtores de bens comercializáveis são os maiores beneficiários da desvalorização cambial, sendo que o setor industrial é o mais representativo. O maior direcionamento da produção nesse setor aumentaria a produtividade média da economia e elevaria os ganhos de escala, conforme defendido por Kaldor. A taxa real de câmbio relativamente desvalorizada, ao incentivar a maior produção de bens *tradables*, especialmente de manufaturados, imprimiria maior difusão das externalidades positivas provenientes desse setor e, havendo um menor número de setores isolados da economia, a distribuição tecnológica seria mais homogênea.

Os testes confirmaram a expectativa, e pôde-se observar uma relação direta entre a taxa real de câmbio e a quantidade das exportações após cinco trimestres. Assim, concluiu-se que, no período analisado para o caso brasileiro, não se rejeitou a hipótese de que um câmbio competitivo estimula as exportações, pelo menos a médio prazo. Os efeitos captados pelas defasagens foram surpreendentemente rápidos, com os três primeiros trimestres já sendo significativos e com sinal positivo. Essa regressão também tentou verificar se a elasticidade das exportações em relação à produção seria significativa. O teste t para essa variável foi significativo apenas a 10%, dificultando estabelecer alguma conclusão a respeito da aplicação do argumento kaldoriano ao Brasil.

Ainda foram realizadas regressões sobre a quantidade dos produtos manufaturados e básicos. Esperava-se que o primeiro fosse sensível ao câmbio; já, para o segundo, era mais difícil antever um resultado, dado o comportamento das exportações desse setor ao longo da segunda metade da década de 2000. Os resultados obtidos pela regressão indicaram elasticidade direta em relação a variações cambiais, com ambos sendo significativos a 1% após cinco trimestres. Novamente tentou-se incorporar a variável PIB nas regressões. O resultado não foi significativo para as exportações de produtos básicos, tendo sido significativo a 1% para os manufaturados. A partir desses resultados, pode-se concluir que o aumento da produção proporciona elevação nas exportações de produtos manufaturados e que o resultado para exportações totais pode ter sido negativamente afetado pela parcela dos produtos básicos.

Considerando os trimestres de forma isolada, os coeficientes das defasagens dos produtos manufaturados tiveram sinal positivo em todos os períodos e foram significativos do segundo ao quarto trimestre. Já na estimação dos produtos básicos, nenhuma defasagem teve coeficiente significativo, sendo que, do segundo ao quarto trimestre, o sinal foi negativo. A partir dessas estimações, pode-se concluir que a quantidade de exportações de produtos manufaturados é afetada mais rapidamente que a dos produtos básicos. Nesses, a taxa real de câmbio parece interferir apenas nas decisões de investimento, cujo resultado se evidencia a partir



de um determinado período. Esse argumento é plausível ao se analisar o comportamento das exportações de produtos agrícolas. Após a colheita da safra, muitos produtores vêem-se obrigados a vender sua produção, mesmo que a taxa de câmbio não esteja rentável. Entretanto, caso a expectativa seja de manutenção de uma taxa cambial relativamente valorizada, diminuirão o investimento no período corrente, o que afetará na quantidade a ser exportada na próxima colheita.

Este trabalho teve como maior contribuição empírica trazer estimações de um período mais recente e com um método alternativo (defasagem de Almon) para os impactos da taxa real de câmbio nas exportações. Os resultados das estimativas setoriais foram ao encontro da essência dos trabalhos vistos na seção quatro e, especialmente, semelhantes aos resultados encontrados por Cavalcanti e Ribeiro (1998), tanto no que tange à importância das desvalorizações para promover o *quantum* exportado de manufaturados, como nos efeitos prolongados de uma desvalorização cambial nas exportações agregadas. Deve-se destacar, ainda, que ambos os trabalhos não encontraram relações significativas para as exportações de produtos básicos no curto prazo, mas forte impacto após um período de tempo mais expressivo.

Pode-se concluir que as estimações realizadas no presente trabalho corroboram, para o caso brasileiro no período analisado, o argumento de que a taxa real de câmbio contribui para a melhora da situação externa e incentiva o setor exportador, especialmente de manufaturados. Ainda que não tenha sido objeto central deste trabalho tratar das implicações em termos de formulação de políticas econômicas dos resultados empíricos alcançados, cabe ressaltar que a manutenção de taxas reais de câmbio competitivas faz parte do conjunto de instrumentos mobilizáveis para o fortalecimento e transformação nas estruturas produtivas de países em desenvolvimento. Portanto, nossos resultados sinalizam no sentido da importância de se integrar os aspectos macroeconômicos (taxa de câmbio) real e micro/mesoconômicos dos estímulos aos setores produtivos por meio de políticas industriais ativas. Conforme sugerido por Chang (2010), o desenvolvimento não pode ser confundido, exclusivamente, com a melhoria de indicadores sociais à *la* "Metas do Milênio". Por mais meritória que essa perspectiva possa ser, a agenda contemporânea de desenvolvimento emanada de órgãos multilaterais e de pesquisadores neoclássicos não parece colocar em destaque que a transformação das estruturas produtivas é, também, parte essencial das dinâmicas de modernização. Por conta disso, este trabalho resgatou a tradição de Kaldor e Thirlwall, onde se percebe um processo cumulativo entre exportações, ampliação da produção e da produtividade na indústria de transformação e desenvolvimento. O esforço empírico ficou na conexão taxa real de câmbio e exportações, relação ampliada pela incorporação do produto das equações

apresentadas. No caso brasileiro recente, parece ser importante não negligenciar os impactos negativos que taxas reais de câmbio sobrevalorizadas podem ter sobre a indústria e, com isso, sobre a economia como um todo.

## Apêndice

### Exportações — quantidade de produtos manufaturados

Quadro A.1

Sumarização do teste de cointegração de Johansen para escolha da melhor especificação do modelo

Tendência dos dados	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Tipo do teste	Sem Intercepto	Com Intercepto	Com Intercepto	Com Intercepto	Com Intercepto
	Sem Tendência	Sem Tendência	Sem Tendência	Com Tendência	Com Tendência
Teste do Traço	1	1	1	1	1
Max-Eig	0	1	0	1	1

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

Tabela A. 1

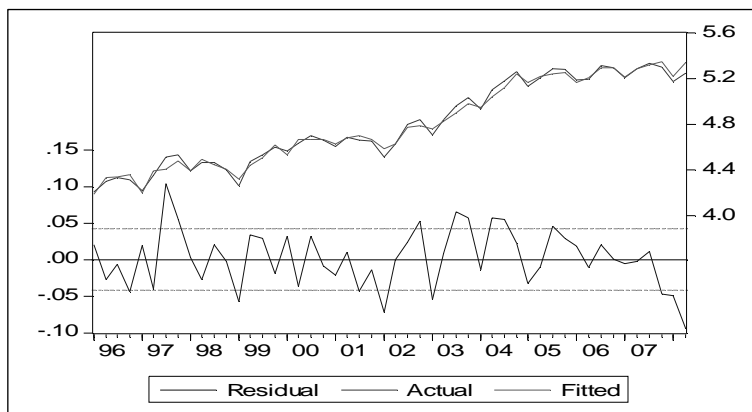
Correlograma da estimação da quantidade de produtos manufaturados

1.000000	0.931473	0.930932	0.434080
0.931473	1.000000	0.911648	0.393104
0.930932	0.911648	1.000000	0.155063
0.434080	0.393104	0.155063	1.000000

FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

Figura A. 1

Gráfico dos resíduos da estimação da quantidade de produtos manufaturados



FONTE: Resultados apresentados nos testes do aplicativo Eviews 5.1.

## Referências

BONELLI, R. O desempenho exportador das firmas industriais brasileiras e o contexto macroeconômico. In: DE NEGRI, J. A.; ARAÚJO, B. C. P. O. (Org.). **As empresas brasileiras e o comércio internacional**. Brasília: IPEA, 2007.

BRAGA, H. C.; MARKWALD, R. A. Funções de oferta e de demanda das exportações no Brasil: estimações de um modelo simultâneo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 13, dez. 1983.

BULUSWAR, M. D.; THOMPSON, H.; UPADHYAYA, K. P. Devaluation and the trade balance in India: stationarity and cointegration. **Applied Economics**, 1996. Disponível em: <<http://web.ebscohost.com/ehost/>>. Acesso em: 10 jul. 2006.

CASTILHO, J. A. P.; TEIXEIRA, J. R.; PERES, M. A. F. Efeitos das variações cambiais sobre os componentes comerciais da conta corrente no Brasil: 1995-2005. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 1, jan./mar. 2008. Disponível em: <C:\Users\weiss\Documents\dissertação\cambio x bc\cambio 2008.html>.

CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. **As exportações brasileiras no período 1977/96: desempenho e determinantes**. Rio de Janeiro: IPEA, 1998. (Texto para discussão, n. 545).

CHANG, H. J. Hamlet without the Prince of Denmark: how development has disappeared from today's development discourse. In: KHAN, S.; CHRISTIANSEN, J. (Ed.). **Towards new developmentalism: market as means rather than master**. Abingdon: Routledge, 2010. Disponível em: <<http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/chang/recent.htm>>. Acesso em: jul. 2010.

CHANG, H. J. Industrial policy: can we go beyond an unproductive confrontation? In: ANNUAL WORLD BANK CONFERENCE ON DEVELOPMENT ECONOMICS, Seoul, South Korea, June, 2009. Disponível em: <<http://siteresources.worldbank.org/INTABCDESK2009/Resources/>>. Acesso em: jul. 2010.

DOOLEY, M. P.; FOLKERTS-LANDAU, D.; GARBER, P. **International financial stability**. s. l.: Deutsche Bank, 2005. Disponível em: <<http://econ.ucsc.edu/~mpd/>>. Acesso em: 1º mar. 20 07.

FERNANDES, E. A.; CAMPOS, A C. Determinantes dos desequilíbrios na balança comercial brasileira. In: CONGRESSO DA SOBER, 42, Cuiabá, 2004.

FLIGENSPAN, F. B. As exportações da indústria brasileira pós-desvalorização cambial de 1999. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 36, Salvador. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPEC, 2008.

GALA, P. Real exchange rate levels and economic development: theoretical analysis and empirical evidences. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 12, 2007. Disponível em: <<http://www.sep.org.br/artigo/>>. Acesso em: 22 jan. 2009.

GALA, P.; MORI. Sobre os impactos do nível do câmbio real na formação bruta de capital fixo, no produto potencial e no crescimento. In: MICHEL, R.; CARVALHO, L. **Setor externo e inflação**. Rio de Janeiro: IPEA, 2009.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000.

HOLANDA, M. C. **Relações de longo prazo para as exportações e importações do Brasil**. Fortaleza: CAEN, 1999a. p. 1-12. (Textos para discussão, n. 210).

HOLANDA. M. C. **Funções de exportação e importação do Brasil: novas estimativas, velhos resultados**. Fortaleza: CAEN, 1999. (Textos para discussão, n. 209) p. 1-16.

KALDOR, N. Capitalism and industrial development: some lessons from Britain's experience. In: TARGETTI, F.; THIRLWALL, A. P. (Ed.). **The essential Kaldor**. New York: Holmes & Meier, 1989a.

KALDOR, N. The role of increasing returns, technical progress and cumulative causation in the theory of international trade and economic growth. In: KALDOR, N. **Further essays on economic theory and policy**. New York: Holmes & Meier, 1989b.

KANNEBLEY Jr., S. Desempenho exportador brasileiro recente e taxa de câmbio real: uma análise setorial. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 29, 2001. **Anais eletrônicos**. Disponível em: <[http://www.anpec.org.br/encontro\\_2001.htm](http://www.anpec.org.br/encontro_2001.htm)>. Acesso em: 10 jul. 2009.

KEYNES, J. M. Teoria geral do emprego do juro e da moeda. São Paulo: Ática, 1984.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, n. 11, p. 601-618, 1996.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A.; E MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 5, p. 563-577, 1999.

MARÇAL, E. F.; MONTEIRO, W. O.; NISHIJIMA, M. Saldo comercial e taxa de câmbio real: uma nova análise do caso brasileiro. **Economia**, v. 11, p. 1-20, 2009.

MARTNER, R. Efeitos macroeconômicos de uma desvalorização cambial: análise de simulações para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. v. 22, n. 1, p. 35-72, abr. 1992.

PASTORE, A., PINOTTI, M. C. **Boletim periódico**. ACC Pastore Consultoria, 1999.

RODRIK, D. **The real exchange rate and economic growth**: theory and evidence. Harvard: John F. Kennedy School of Government, 2007. Disponível em: <<http://ksghome.harvard.edu/~drodrik/RER%20and%20growth.pdf>>. Acesso em: 10 jul. 2008.

THIRLWALL, A. P. **A natureza do crescimento econômico**: um referencial alternativo para compreender o desempenho das nações. Brasília: IPEA, 2005.

THIRLWALL, A. P. The balance of payments constraint as an explanation of international growth rates. **Quarterly Review**, Banca Nazionale del Lavoro. Mar 1979.

THIRLWALL, A. P. Trade, the balance of payments and exchange rate policy in developing countries, 1982.

WEIXIAN, W. An empirical study of the foreign trade balance in China. **Applied Economics**, 1999. Disponível em: <<http://taylorandfrancis.metapress.com/link.asp?id=101478>> Acesso em: 15 jul. 2006.

WILLIAMSON, J. Do development considerations matter for exchange rate policy? Santiago: Peterson Institute for International Economics, Current Account and External Financing, 2007.

WILLIAMSON, J. The choice of exchange rate regime: the relevance of international experience to China's decision. Senior Fellow, Institute for International Economics Outline, 2004.

ZINI JR., A. Funções de importação e exportação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 18, n. 3, 1988.